

新三板做市商制度、股票流动性 与证券价值

陈 辉 顾乃康

(广东金融学院金融系 广东广州 510521; 中山大学管理学院 广东广州 510275)

摘 要: 本文研究了新三板挂牌公司的股票转让方式由协议转让变更为做市转让对股票流动性和证券价值的影响。研究发现,一是与对照组公司的均值比较和基于倍差法模型的回归结果表明,实施了做市转让方式的处理组公司的股票流动性更高;二是处理组公司在事件日前后存在显著为正的累积异常收益,而这一现象在对照组公司中不存在;三是交易机制变更的个股的累积异常收益率与股票流动性变化正相关,控制样本选择偏差后的结论基本不变;四是交易机制变更的个股的股票流动性变化与做市商数量正相关,控制样本选择偏差后的结论基本不变。研究结果表明,做市商制度对股票流动性和证券价值有正面影响,我们不能因新三板市场整体换手率的波动而否定做市商制度的作用。

关键词: 新三板; 做市转让; 协议转让; 做市商; 股票流动性; 证券价值

JEL 分类号: G14, G18, G24 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2017)04-0176-15

一、引 言

新三板市场在 2013 年扩容至所有符合条件的企业,使其获得跨越式发展。从挂牌公司数量上来看,新三板俨然已成为中国多层次资本市场的基座。新三板市场的快速发展符合十八届三中全会发布的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中“健全多层次资本市场体系”、“提高直接融资比重”等要求的精神,有利于缓解创新型、成长型等中小微企业融资难、融资贵和股权转让不易等问题。然而,新三板市场的快速发展也使得至关重要的流动性不足的问题逐步凸显出来。2013 年全年,新三板市场的换手率仅为 4.47%。适度的流动性却是价格发现、融资和资源配置等证券市场功能赖以发挥的基础。不仅如此,股票流动性的提高还能降低资本成本、优化资本结构、提高投资水平、改善投资

收稿日期: 2016-05-12

作者简介: 陈 辉(通讯作者) 经济学博士 副教授 广东金融学院金融系 Email: sysuchenhui@163.com.

顾乃康,管理学博士,教授,中山大学管理学院 Email: mnsngk@sysu.edu.cn.

* 本文感谢国家社会科学基金青年项目(16CJY072)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。当然文责自负。

效率(Fang et al., 2009)。如何适度提高新三板市场的流动性成为了政策界关心的重要问题。

针对新三板市场流动性不足的问题,2013年12月30日,全国中小企业股份转让系统(简称股转系统)发布了《全国中小企业股份转让系统股票转让细则(试行)》(简称《转让细则》),对三板挂牌公司在当时和未来可以采用的三种转让方式(协议转让、做市转让和竞价转让)做出了规定。在2014年6月5日股转系统发布了《全国中小企业股份转让系统做市商做市业务管理规定(试行)》(简称《管理规定》)后,部分挂牌公司的转让制度于2014年8月25日首次由协议转让变更为做市转让。然而,做市商制度推出在提升股票流动性和证券价值上的效果如何,却并未得到严格的实证检验。

在理论上,不同的交易机制如何影响股票流动性,以及影响的程度如何是市场微观结构理论关注的焦点之一(Stoll, 2003),而交易机制的转变对检验这些理论提供了研究契机。但现有经验证据仍缺少对做市商作用的直接检验。此外,尽管从理论上来看,做市商有利于缓解交易指令的不均衡,提高证券流动性(Demsetz, 1968),但做市商是经济人,也是以实现自身利益最大化为目的而从事经济活动的经济主体(贺强等, 2015),因而有可能受经济利益的驱使而操纵证券价格,进而导致市场质量下降。因此,做市商制度的作用到底如何仍是理论界重点关注的话题。

本文以新三板市场由没有促进成交机制的协议转让制度向有做市商促进成交的做市转让制度的转变为契机,实证考察了做市商制度对股票流动性和证券价值的影响。相较于已有文献,本文具有以下边际贡献:第一,为做市商作用的相关理论提供了直接的经验证据。第二,为新三板市场交易机制和市场质量之间关系的定量研究起到了抛砖引玉的作用。第三,为当前关于做市商制度效果的争论提供经验证据。第四,为非流动性定价理论提供新的经验证据。

二、文献回顾、新三板交易机制与理论预期

(一) 文献回顾

西方国家的许多证券交易所经历了由做市交易向竞价交易的转变,和在竞价交易系统中引入指定做市商的转变,现有经验证据也主要集中于这两个方面。前者的经验证据并未得出一致结论。Christie and Huang(1994)和Huang and Stoll(1996)均发现,NASDAQ的交易成本显著高于NYSE。但Lai(2007)的研究发现,在伦敦证券交易所中,由强制做市商制度向竞价交易制度和自愿做市商制度相结合的混合交易制度转变,会降低股票流动性。后者的经验证据表明,在竞价交易系统中引入指定做市商能够显著提高股票流动性。意大利证券交易所(Nimalendran and Petrella, 2003)、巴黎证券交易所(Venkataraman and Waisburd, 2007)、斯德哥尔摩证券交易所(Anand et al., 2009)以及欧洲证券交易所(Menkvelde and Wang, 2013)的经验证据得到了相同的结论。

尽管上述文献加深了我们对做市商作用的认识,但仍存在两个方面的不足:一是没有

直接检验做市商的作用。新三板市场的交易机制变革为我们直接检验做市商的作用提供了研究的契机。二是,较少检验多重自愿做市商的作用。从《转让细则》和《管理规定》中可以看出,在法理上新三板市场的做市商更接近自愿做市商,而非指定做市商。

我国学者主要介绍了国外或我国银行间债券市场的经验(陈一勤 2000; 杨之曙和王丽岩 2000; 金永军 2010),实证考察了我国债券市场中引入做市商制度的效果(马永波和郭牧炫 2016),比较新三板市场已经实施的交易制度与海外市场交易制度的优劣(贺强等 2015)。尽管这些研究很有意义,但一方面,现有研究以定性研究为主,定量研究还相对缺乏;另一方面,现有定量研究主要集中于银行间债券市场,且并未得出一致结论。做市商制度在新三板市场中到底发挥着怎样的作用,还需要进行细致的定量分析。

(二) 新三板市场交易机制与理论预期

2013 年 2 月 8 日,股转系统发布了《全国中小企业股份转让系统过渡期股票转让暂行办法》,对协议转让的交易流程和委托单形式做出了详细规定。在协议转让方式下,股转系统更多地是提供了一个交易信息的发布平台,主办券商在其中起到的作用主要是执行已达成协议的买卖双方的交易指令。2013 年 12 月 30 日,股转系统发布了《转让细则》,对可采取的三种转让方式做出了详细规定,要求提供做市服务的“做市商应在全国股份转让系统持续发布买卖双向报价,并在其报价范围内按其报价履行与投资者的成交义务。”2014 年 6 月 5 日,股转系统发布了《管理规定》,进一步明确了券商成为做市商的相关要求。2014 年 7 月 3 日,股转系统发布了《全国中小企业股份转让系统转让方式确定及变更指引(试行)》,明确了协议转让向做市转让转变的条件。2014 年 8 月 25 日,首批公司开始实施做市转让,新三板正式进入协议转让和做市转让并行的双交易制度时代。

对于实施协议转让的股票,投资者可以提交的指令类型包括意向委托、成交确认委托和定价委托,但这三类指令不具有流动性提供功能或仅具有较弱的流动性提供功能。因此,新三板的协议转让方式可以被视为一个没有促进成交机制的转让方式。对于实施做市转让的股票,做市商在双向报价、买卖价差和撮合时间上均有相应的义务。不仅如此,股转系统还有权对做市商和做市业务人员进行评价、处置。因此,新三板的做市转让方式可以被视为一种有促进成交机制的转让方式。

Demsetz(1968)的经典文献指出,缺乏可以预见的交易及时性是金融市场交易的基本问题之一。导致这一问题出现的原因是,买者和卖者到达金融市场的时间不完全同步。结果是,当买卖双方中的一方需要流动性时,却没有相应的对手方为其提供流动性。他认为,做市商的存在能够解决买者和卖者不同步的问题,进而缓解由于交易指令不同步而导致的不确定性。Garbade and Silber(1979)和 Grossman and Miller(1988)将 Demsetz(1968)的思想进行了模型化,他们的理论分析表明,做市商通过维持一个市场存在(market presence)以减轻指令暂时的不均衡,降低投资者因延迟交易而产生的价格风险,提高证券的流动性。通过上述协议转让制度和做市转让制度的比较,结合上述理论分析,我们提出了本文的假设 1。

假设 1: 由协议转让向做市转让转变能够提高股票流动性。

Amihud and Mendelson(1986)的研究表明,流动性较差的股票的交易者在未来交易时会面临较高的预期交易成本,因而需要一定的补偿,即需要更高的预期收益率。不仅如此,即便构造有效的投资组合也无法降低流动性风险,因为投资者的每一笔交易都需要支付这一交易成本。此后许多的实证研究都支持了 Amihud and Mendelson(1986)的论断(Brennan and Subrahmanyam, 1996; 苏冬蔚和麦元勋, 2004)。Acharya and Pedersen(2005)的研究表明,低流动性股票的流动性风险也较高。股票流动性的提升在长期表现为期望收益率的下降,而在短期内则表现为正的累积异常收益。据此,我们提出了本文的假设 2 和假设 3。

假设 2: 由协议转让向做市转让转变的公司会出现正的平均累积异常收益。

假设 3: 交易方式变更的个股的累积异常收益与股票流动性变化正相关。

在 Grossman and Miller(1988)的理论研究中,所有参与者具有相同的风险偏好,做市商的收益来自于多元化,即被转移的风险可在整个做市商集团内分散,做市商越多,每笔交易面临的风险和要求的预期回报率就越小,做市商向客户提供及时性交易的成本相应越低,股票流动性越高。根据《转让细则》的规定,“挂牌公司采用做市转让的股票,初始做市商应当取得合计不低于挂牌公司总股本 5% 或 100 万股(以孰低为准)”,且做市商之间能够相互转让股票,因而也能发挥一定程度的风险分散功能。据此,我们提出了本文的假设 4。

假设 4: 交易方式变更的个股的股票流动性变化与做市商数量正相关。

三、研究设计与实证结果

(一) 样本选择

本文以所有在新三板挂牌且交易机制完成了由协议转让向做市转让转变的公司为对象,并进行了如下的处理:(1)剔除了挂牌日至做市公告日(简称公告日)的时间短于 200 天的数据;(2)剔除了做市实施日(简称做市日)至 2015 年 12 月 31 日的时间短于 200 天的数据;(3)排除了公告日前 200 天或做市日后 200 天内有因重大事项而停牌的数据。最终,我们得到的样本数为 102 个。数据来源为 WIND 数据库,处理软件为 Stata12。

(二) 做市商制度与流动性变化

1. 挂牌公司股票流动性的度量

本文使用四个日间指标来刻画新三板市场的流动性水平。一是 Lesmond et al.(1999)的非零交易天数 Nonzero(即成交量不为零的天数)。非零交易天数越大,流动性水平越高。二是成交量 Volume。成交量越大,流动性水平越高。三是换手率 Turnover。换手率越高,流动性水平越高。四是 Amihud(2002)的价格冲击指标 Amihud。价格冲击越大,流动性水平越低。借鉴陈辉等(2011),本文的价格冲击指标详见式(1),其中 R 为日收益率, $RMBVOL$ 为日交易金额, D 为计算期内的天数, d 为 D 中的某一天。

$$Amihud = \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D \sqrt{\frac{|R_d|}{RMBVOL_d}} \times 10^6 \quad (1)$$

2. 配对样本的选取

为排除时间趋势等其他因素的影响,我们为每一个变更了转让方式的公司(处理组公司)寻找一个配对样本(对照组公司),并比较两组公司在转让方式变更前后的流动性变化。参考王雄元等(2015),我们采用 Derrien and Kecskés (2013) 的配对方法,具体配对过程如下。对于每一个处理组公司:(1) 排除所有其他挂牌公司中,在拟配对的处理组公司公告日之前 200 天至公告日和做市日至做市日之后 200 天之内,因重大事件而停牌的公司,余下的公司作为潜在配对样本。(2) 计算潜在配对样本在公告日前 20 天、50 天、100 天的非零交易天数、换手率、成交量和价格冲击指标,以及公告日前 100 个交易日的平均收盘价(Meanprice),并为每个潜在配对样本的总资产(Asset)和流通在外的股份数(Outstanding)赋值。赋值的规则为,若拟配对的处理组公司的公告日为 2014 年下半年,则取该公司 2014 年中报的数值;若拟配对的处理组公司的公告日为 2015 年上半年,则取该公司 2014 年年报的数值。(3) 将潜在配对样本按总资产、平均收盘价、流通在外的股份数和 100 个交易日内非零交易天数依次三等分,找到与处理组公司特征最接近的组。若在某一次分组之后潜在配对样本公司数量少于 6 家,则取潜在配对样本公司中总资产与拟配对的处理组公司最接近的公司作为配对样本;若在进行完上述配对之后潜在配对样本公司数量仍大于 1 家,则取潜在配对样本公司中总资产与拟配对的处理组公司最接近的公司作为配对样本。

3. 处理组公司和对照组公司的公司特征比较

两组公司在公告日前的特征的描述性统计结果表明,处理组公司和对照组公司的 Meanprice、Outstanding、Leverage(资产负债率)和 Volatility(公告日前 100 个交易日股票收益率的标准差)的差异均不显著;对照组公司 Asset 的均值要略小于处理组公司,但两者的中位数较为接近;对照组公司的 Roa(总资产报酬率)要小于处理组公司,这可能是由于我们在配对的过程中没有考虑 Roa 所致。由于存在极端值,在后面的回归分析中,我们对所有连续变量进行了前后 3% 的 Winsorize 处理。其中,Leverage 和 Roa 的赋值方法同 Asset 和 Outstanding。可见,两组公司的特征在公告日前基本相同。

4. 处理组公司和对照组公司交易机制变更前后的流动性比较

(1) 非零交易天数(Nonzero)。从表 1 的 Panel A 中可以看出,处理组公司做市日后 20 天、50 天、100 天的 Nonzero 的均值和中位数均显著大于公告日前。这表明,挂牌公司的股票交易方式由协议转让变更为做市转让后,股票流动性得到显著提升,支持了假设 1。

从 Panel B 中可以看出,和公告日前相比,对照组公司做市日后的 20 天、50 天、100 天的 Nonzero 均有一定程度的提升,但从具体数值上来看,对照组的提升幅度要比处理组公司小许多;从 Panel C 中可以看出,这一差异是显著的,进一步支持了假设 1。

表 1 协议转让转做市转让前后的非零交易天数比较

Panel A 处理组公司的非零交易天数						
Nonzero	均值			中位数		
	20 天	50 天	100 天	20 天	50 天	100 天
做市日后	17.39	41.64	80.62	19	44	88
公告日前	3.34	5.53	7.40	1	2	3
差值	14.05 *** (23.66)	36.11 *** (29.10)	73.22 *** (30.85)	18 *** (11.61)	42 *** (12.03)	85 *** (12.20)
Panel B 对照组公司的非零交易天数						
Nonzero	均值			中位数		
	20 天	50 天	100 天	20 天	50 天	100 天
做市日后	4.69	11.34	24.41	1	3	8
公告日前	3.87	7.49	11.22	0	1	1
差值	0.82 (0.89)	3.85* (1.91)	13.19 *** (3.58)	1 (1.01)	2* (1.68)	7 *** (2.62)
Panel C 差值之间差异的显著性						
Nonzero	均值			中位数		
	20 天	50 天	100 天	20 天	50 天	100 天
显著性	(18.27) ***	(20.25) ***	(18.94) ***	(11.07) ***	(11.30) ***	(11.08) ***

注: 均值部分的小括号内为 t 值, 中位数部分的小括号内为 Wilcoxon 秩和检验的 z 值, *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

(2) 成交量(Volume)。处理组公司在做市日后和公告日前 Volume 的中位数比较结果符合假设 1 的理论预期。尽管做市日后 Volume 的均值未必比公告日前 Volume 的均值大, 但一方面, 随着时间窗口的延长, 做市日后 Volume 的均值开始变得大于公告日前 Volume 的均值; 另一方面, 对照组公司 Volume 的均值也出现了同方向的变化, 且下降的幅度更大、上升的幅度更小, 也在一定程度上支持了假设 1。

(3) 换手率(Turnover) 和价格冲击指标(Amihud)。Turnover 的比较结果与 Volume 基本相同, Amihud 的比较结果与 Nonzero 基本相同, 均在一定程度上支持了假设 1。

可见, 在新三板挂牌公司的股票交易机制由协议转让变更为做市转让后, 非零交易天数显著增加, 价格冲击水平显著下降, 成交量和换手率的中位数显著上升。尽管部分期限成交量和换手率的均值出现了不显著的下降, 但导致这一下降的可能原因是由于协议转让期间的大宗转让支配了比较的结果。此外, 从理论上来看, 股票流动性是指股票快速变现的能力, 即在有买卖股票的需求时能够买卖股票, 即更多地反映流动性的供给面。Stoll

(2000) 指出,股票流动性既可以使用达成交易需要等待的时间来衡量,又可以使用达成交易需要支付的成本来衡量。非零交易天数可以看成是时间维度的代理变量,价格冲击指标则可以看成是成本维度的代理变量,而成交量和换手率既反映供给面又反映需求面,且成交量没有做量纲处理,换手率则可能反映投资者非理性(Chen et al., 2001),因而非零交易天数和价格冲击指标是流动性需求相对较弱的市场中的股票流动性相对较好的代理变量。因此,总的说来,新三板引入做市商制度能够提高挂牌公司的股票流动性。

5. 基于倍差法模型的流动性比较

为进一步比较处理组公司的流动性变化是否显著大于对照组公司的流动性变化,并控制其他因素的影响,我们还进行了基于倍差法模型的回归分析,回归方程详见式(2)。

$$Liq_i = a_0 + a_1 Timedum_i + a_2 Makerdum_i + a_3 Timedum_i \times Makerdum_i + a_4 Lnprice_i + a_5 Lnvlatility_i + a_6 Lnoutstanding_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, Liq 为流动性变量,分别用 Nonzero、Volume/1000、Turnover 和 Amihud 替代; $Timedum$ 为时间虚拟变量,若观测值为做市日后,则取 1,反之取 0; $Makerdum$ 为做市转让虚拟变量,若观测值为处理组公司,则取 1,反之取 0; $Lnprice$ 为公告日前 100 个交易日的收盘价的均值 $Meanprice$ 的自然对数, $Lnvolatility$ 为公告日前 100 个交易日的股价波动性 $Volatility$ 加 1 的自然对数, $Lnoutstanding$ 为流通在外的股份数的自然对数。式(2)中控制变量的选取参考了 Venkataraman and Waisburd(2007) 等研究。

基于 20 个交易日计算的流动性指标的倍差法回归结果详见表 2。栏(1) - (3) 中 $Timedum \times Makerdum$ 的系数分别为 1%、10% 和 5% 的水平上显著为正,栏(4) 中 $Timedum \times Makerdum$ 的系数在 1% 的水平上显著为负,这表明和对照组公司相比,处理组公司在实施了做市转让之后,股票流动性的改善程度更高,进一步支持了假设 1。基于 50 和 100 个交易日计算的流动性指标的倍差法回归结果与表 2 类似(未列示)。

表 2 基于 20 个交易日计算的流动性指标的倍差法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Nonzero	Volume	Turnover	Amihud
Timedum	0.5175 (0.61)	-7.8911 (-1.02)	-0.0639 (-1.49)	-0.6870 (-0.58)
Makerdum	-0.7378 (-1.01)	4.6166 (0.47)	0.0291 (0.51)	-1.6761 (-1.40)
Timedum × Makerdum	13.9657 *** (13.14)	21.3046 * (1.69)	0.1833 ** (2.52)	-8.8972 *** (-5.90)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	408	408	408	408

注: 括号内为使用异方差稳健的标准误计算的 t 值, *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

(三) 做市商制度与平均累计异常收益

1. 平均累积异常收益率的计算方法

为考察新三板挂牌公司的股票交易制度由协议转让向做市转让转变对证券价值的影响,参照 Amihud et al. (1997) 针对特拉维夫证券交易所的股票由集合竞价向连续竞价转变的研究,我们使用市场模型计算事件日前后的平均累积异常收益,事件窗口为做市日前 5 天至后 10 天 $[-5, 10]$ 。¹ 首先,我们用式(3)估算市场模型。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i RM_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 R_{it} 是股票 i 在 t 日的收益率, RM_t 是三板成指在 t 日的收益率。市场模型的估计窗口为做市日后 20 日至 200 日。使用做市日后的数据进行市场模型的估计是为了避免事后的选择偏差(ex-post selection bias) Brown et al. (1995) 和 Amihud et al. (1997) 等都使用该方法来避免这种事后的选择偏差。为避免极端值的影响,我们排除了日收益率大于 200% 或小于 -70% 的观测值(其他排除标准的结果类似,在此不再赘述)。

其次,我们用式(4)计算异常收益。

$$AR_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i RM_t) \quad (4)$$

再次,我们用式(5)计算了事件窗口每一日 $s = -5, -4, -3, \dots, +10$ 的平均异常收益率。

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} \quad (5)$$

其中 N 为实施了交易机制变更的股票数量。

最后,我们使用式(6)计算了从 -5 日至事件窗口的每一日 s 的平均累积异常收益率 $CAAR[-5, s]$ 其中 $s = -5, -4, -3, \dots, +10$ 。

$$CAAR[-5, s] = \sum_{t=-5}^s AAR_{it} \quad (6)$$

2. 平均累积异常收益率的实证结果

从图 1(a) 中可以看出,在事件日前四天,市场对实施做市转让已做出一定程度的反应,相应的 $CAAR[-5, -4]$ 为 5.35%,在事件日的前一天,相应的 $CAAR[-5, -1]$ 为 13.22%;对 $CAAR[-5, +10]$ 贡献最大的是事件日当日的平均异常收益率,相应的 $CAAR[0, 0]$ 为 35.42%;事件日后的平均累积异常收益率基本保持不变。这一结果表明,市场对交易机制由协议转让向做市转让转变给予了正面评价,支持了假设 2。

做市商制度的推出不受单个挂牌公司股票流动性的影响,因而对单个公司而言可以

¹ 使用做市日而非公告日作为事件日的原因有三:一是,在公告日前后的股票均采用协议转让,市场交易极不活跃(从上一部分的分析中就可以看出),挂牌公司的股票价格并不能及时而准确地反映市场信息,此时的交易需求更多地反映股权结构变动等方面的交易需求,因而并不能够准确反映市场交易机制变化对权益资本成本以及公司价值的影响;二是,在公告日前后的收益率数据存在大量极端值,采用公告日计算累积异常收益会导致非常异常的结果;三是,实施日前后的交易开始变得较为活跃,股票价格的变化已经能够较为及时而准确地反映市场信息,与此同时,做市日的累积异常收益率也包含交易机制变化的证实效应,因而能够更准确地反映交易机制变化对权益资本成本和公司价值的影响。

被视为一个外生事件,但正的累积异常收益率可能是券商提前知晓公司即将发生好的变化,因而更加青睐这类公司,进而导致该类公司在交易机制变更时出现显著为正的累积异常收益。例如,券商可能提前预知了公司的主营业务收入或利润水平将大幅提升。为排除这一可能的解释,我们还给出了分组的累积异常收益率结果。

图 1(b) 是按主营业务收入同比增长率分组的结果。可以看出,尽管主营业务收入同比增长率大于中位数的公司(用菱形表示)在事件日的平均累积异常收益率要显著大于主营业务收入同比增长率小于中位数的公司(用方形表示),但两者在事件日前后的平均累积异常收益率均显著为正。这在一定程度上说明,在排除了市场对内幕信息的可能反应之后,市场对股票转让制度由协议转让变更为做市转让也会做出正向反应。此外,即使是主营业务收入同比增长率小于 0 的公司(用三角形表示)在事件日前后的平均累积异常收益率同样显著为正,进一步支持了假设 2。按利润总额同比增长率分组的结果类似。

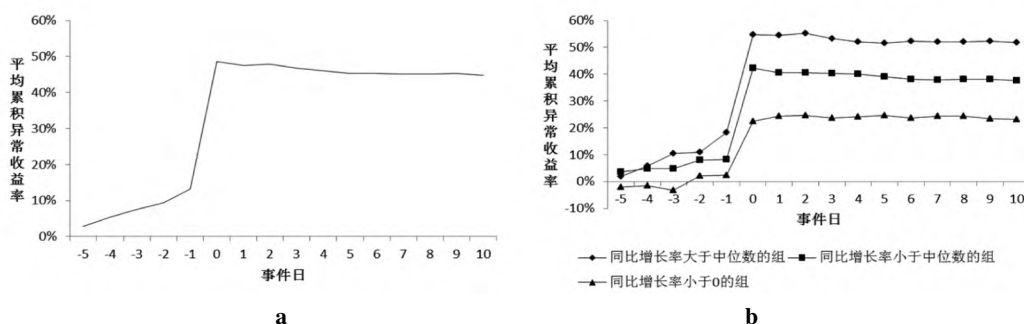


图 1 引入做市转让方式的平均累积异常收益率

3. 配对样本的平均累积异常收益

为排除其他因素的影响,我们还给出了对照组公司在事件日前后的平均累积异常收益。由于对照组公司没有实施做市转让,样本期间有交易的天数较少,因而只能采用个股收益率减去市场收益率的方法来计算异常收益率和平均累积异常收益率。为保持一致,图 2 中处理组公司的平均累积异常收益率也是使用了相同的方法计算。

从图 2 中可以看出,处理组公司在事件日前后出现了显著为正的累积异常收益,而对照组公司在事件日前后没有出现明显为正的累积异常收益,这在一定程度上支持了交易机制变更能够显著提升公司价值的论断,进一步支持了假设 2。

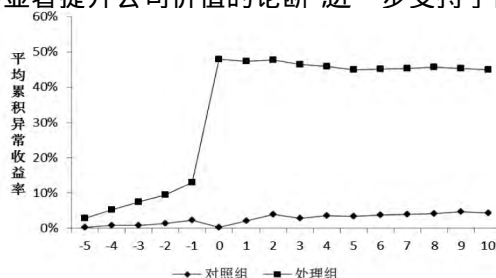


图 2 处理组公司和对照组公司的平均累积异常收益率对比

(四) 个股的流动性变化与个股的累积异常收益率

1. 研究设计

如果市场合理预期了即将发生的流动性变化,进而对这一流动性变化所导致的公司价值变化做出反应,那么个股的累积异常收益率将与个股的流动性变化正相关。为检验这一理论预期,我们使用交易机制发生变更的个股的累积异常收益率(CAR)对流动性变化(DLiq)做回归。参照 Venkataraman and Waisburd(2007),回归方程见式(7)。

$$CAR_i = b_0 + b_1 DLiq_i + b_2 Lnprice_i + b_3 Lnvlatility_i + b_4 Lnoutstanding_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

其中, CAR_i 是在式(4)的基础上,将股票 i 所有 -5 日至 +10 日的异常收益率累加得到, $Lnoutstanding$ 、 $Lnprice$ 和 $Lnvolatility$ 的变量定义同式(2), $DLiq_i$ 为股票 i 在做市日后 20 天的股票流动性均值加 1 与公告日前 20 天的股票流动性均值加 1 之比的自然对数,分别命名为 $Dnzero$ 、 $Dvolume$ 、 $Dturnover$ 和 $Damihud$ 。

2. 实证结果

(1) 累积异常收益率对流动性变化的回归结果(详见表 3)。栏(1) - (4) 报告的分别是以 $Nonzero$ 、 $Volume$ 、 $Turnover$ 和 $Amihud$ 为 Liq 代理变量的回归结果。可以看出,栏(1) - (3) 中 $DLiq$ 的系数均为正,栏(4) 中 $DLiq$ 的系数为负,且栏(1)、(2)、(4) 分别在 1%、10%、5% 的水平上显著。这表明,流动性变化是累积异常收益率出现的原因之一,股票流动性越高,投资者要求的回报率越低,公司价值相应越高,导致事件日出现显著为正的累积异常收益,支持了假设 3。引入控制变量的栏(5) - (8) 的结果基本不变。

表 3 累积异常收益率对流动性变化的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$Dnzero$	$Dvolume$	$Dturnover$	$Damihud$	$Dnzero$	$Dvolume$	$Dturnover$	$Damihud$
$DLiq$	0.1687*** (2.85)	0.0232* (1.67)	0.1674 (0.70)	-0.1482** (-2.41)	0.1467** (2.25)	0.0175 (1.21)	0.1177 (0.48)	-0.1157* (-1.70)
控制变量	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制
N	102	102	102	102	102	102	102	102

注: 括号内为异方差稳健的标准误的 t 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

(2) 考虑样本选择偏差的回归结果。我们能够观察到实施了做市转让的公司的累积异常收益,但不能观察到同时期那些没有实施做市转让的公司的累积异常收益,因此上述回归分析可能存在样本选择偏差问题。为保稳健,我们还给出了 Heckman 两阶段方法的回归结果。第二阶段的回归模型同式(7),但因变量是否可以观测取决于虚拟变量 $Makerdum$ (定义同上)。Stoll(2003)的研究认为,在市场微观结构的研究中,一般认为公司特征变量主要通过市场特征变量来影响市场微观结构变量,因此公司特征变量可以作为 Heckman 两阶段回归中第一阶段 Probit 回归的自变量,具体设定详见式(8)。

$$Probit(Makerdum_i = 1 | Makerdum_i = 0) = c_0 + c_1 Lnasset_i + c_2 Leverage_i + c_3 Roa_i + c_4 Lnoutstanding_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

由于公司的做市公告日集中在 2014 年 7 月 1 日至 2015 年 6 月 30 日,因此我们在设置第一阶段的回归模型时,将没有实施做市转让的公司定义为在 2014 年 12 月 31 日之前挂牌,且在 2015 年 6 月 30 日之前没有实施做市转让的公司。实施了做市转让的公司特征变量的取值同上,没有实施做市转让的公司特征变量取 2014 年年报值。

表 4 给出了 Heckman 两阶段方法的回归分析结果。可以看出,栏(1) - (4) 中变量 Lambda 的系数均不显著,表明不存在显著的样本选择偏差问题,考虑了样本选择偏差问题后的回归分析结果基本保持不变,进一步支持了假设 3。

表 4 累积异常收益率对流动性变化的 Heckman 两阶段方法的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Dnonzero	Dvolume	Dturnover	Damihud
DLiq	0.1423 ** (1.99)	0.0168 (1.26)	0.1117 (0.62)	-0.1124 * (-1.70)
Lambda	-0.1385 (-0.46)	-0.1802 (-0.59)	-0.2072 (-0.68)	-0.1719 (-0.57)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	925	925	925	925

注: 括号内为反映变量系数显著性水平的 z 值,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

(五) 做市商数量与流动性变化

1. 研究设计

在这一部分中,我们考察了做市商数量对流动性变化的影响。由于《转让细则》明确要求“股票采取做市转让方式的,应当有 2 家以上做市商为其提供做市报价服务。”因此一半样本公司的做市商数量为 2 家。为排除这一规定的影响,我们在流动性变化对做市商数量的回归分析中,仅使用了做市商数量为 2 家以上的数据,具体的回归方程见式(9)。

$$DLiq_i = d_0 + d_1 Makernum_i + d_2 Lnoutstanding_i + d_3 Lnprice_i + d_4 Lnvolatility_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

其中, $Makernum_i$ 为公司 i 在做市日的做市商数量,其他变量的定义同上。

2. 回归分析结果

(1) 流动性变化对做市商数量的回归结果。表 5 的栏(1) - (4) 分别给出的是以 Dnonzero、Dvolume、Dturnover、Damihud 为因变量的回归结果。可以看出,对于变量 Makernum,栏(1) - (3) 的系数均为正,栏(4) 的系数为负,且栏(1)、(2)、(4) 的系数均在 5% 的水平上显著,支持了假设 4。这表明做市商家数越多,被转移的交易风险的分散程度将越高,做市商向客户提供及时性交易的成本也就越低,股票流动性相应越高。栏(5) - (8) 中引入了控制变量的回归结果同样支持了假设 4。

表 5 流动性变化对做市商数量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Dnonzero	Dvolume	Dturnover	Damihud	Dnonzero	Dvolume	Dturnover	Damihud
Makernum	0.1238 ** (2.23)	0.6573 ** (2.48)	0.0345 (1.58)	-0.116 ** (-2.16)	0.1510 ** (2.63)	0.7403 ** (2.68)	0.0362 * (1.98)	-0.1387 ** (-2.49)
控制变量	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制
N	51	51	51	51	51	51	51	51

注: 括号内异方差稳健的标准误的 t 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

(2) 考虑样本选择偏差的回归结果。与前一部分类似, 上述回归分析也可能存在样本选择偏差问题。为保稳健, 我们也给出了 Heckman 两阶段方法的回归结果(详见表 6)。其中第二阶段的回归方程同式(9), 第一阶段的研究设计同式(8)。可以看出, 变量 Lambda 的系数均不显著, 表明不存在显著的样本选择偏差问题, 但考虑了样本选择偏差问题之后的回归分析结果基本保持不变, 进一步支持了假设 4。

表 6 流动性变化对做市商数量的 Heckman 两阶段方法的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Dnonzero	Dvolume	Dturnover	Damihud
Makernum	0.1422 ** (2.15)	0.7309 ** (2.06)	0.0366 * (1.67)	-0.1350 * (-1.87)
Lambda	-0.3603 (-0.67)	-0.3857 (-0.14)	0.0153 (0.09)	0.1514 (0.26)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	874	874	874	874

注: 括号内为反映变量系数显著性水平的 z 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

(六) 其他的稳健性检验结果

除上述各部分的稳健性检验外, 我们还给出了使用不同的异常收益率计算方法, 以及使用不同的市场收益率近似替代的回归分析结果, 得到的结论基本相同, 同样支持了我们的理论预期。

四、结论与政策含义

本文以新三板市场做市转让制度推出这一“准自然实验”为背景, 实证检验了挂牌公司引入做市商制度的实际效果。研究发现: (1) 尽管新三板挂牌公司股票的转让制度由协议转让变更为做市转让, 没有带来成交量均值和换手率均值的显著改善, 但带来了成交

量中位数和换手率中位数的显著改善,且更重要的是带来了非零交易天数和价格冲击指标的显著改善,而非零交易天数和价格冲击指标能够较好地反映交易需求较弱的市场中的股票流动性水平。与配对样本的均值比较和基于倍差法模型的回归分析得到了相似的结论。(2) 交易机制由协议转让变更为做市转让的股票,在事件日前后产生了显著为正的累积平均异常收益。分组的实证结果表明,即便是主营业务收入同比增长率低于中位数或小于 0 的样本,或利润总额同比增长率低于中位数或小于 0 的样本,在事件日前后都产生了显著为正的累积平均异常收益,在一定程度上排除了内生性等因素的影响。配对样本在事件日前后不存在显著为正的累积平均异常收益,在一定程度上排除了其他因素的影响。(3) 变更交易机制的个股的累积异常收益率和股票流动性变化正相关,引入控制变量不改变实证结论,控制可能的样本选择偏差问题后的结论基本不变。(4) 交易机制变更的个股的股票流动性变化与做市商数量正相关,引入控制变量不改变实证结论,控制可能的样本选择偏差问题后的结论基本不变。其他的稳健性检验不改变实证结论。

本文的研究在经验上肯定了做市商制度对股票流动性和证券价值的积极影响,澄清了做市商是否有效的争论,并为相关政策(如分层制度)关于做市商要求的规定提供了证据支持。在新三板市场推出做市转让制度之前,挂牌公司仅能够通过协议转让的方式转让股票,而在新三板市场推出做市转让制度之后,挂牌公司可在协议转让和做市转让之间进行选择,也即挂牌公司股票在转让方式上的约束放松了。由于做市转让更有利于提高股票的流动性水平,而股票的流动性水平越高,投资者所要求的回报率就越低,因此那些选择变更为做市转让的公司的证券价值也就相应越高。而那些没有变更交易方式的挂牌公司仍然选择协议转让也是在权衡了协议转让和做市转让的利弊之后的理性选择。可见,如果要从交易机制的角度进一步提高新三板市场的流动性,就需要进一步提高做市转让的收益,降低做市转让的成本。很明显,做市转让的收益主要来自于股票流动性的提高、价格发现能力的增强等,而做市转让的成本则是挂牌公司为吸引做市商做市而必须支付的成本。在降低做市转让成本方面,由于占做市转让成本较大的部分或许是做市商在购买原始库存股时所享受的折价,因此要想做市商制度能够进一步提高新三板市场的流动性,还需要进一步提高做市服务的供给力度,以降低做市商在购买做市库存股时的定价能力,也即需要我们丰富做市机构类型,提高做市服务供给的水平,进而提高做市服务市场的竞争强度。此外,我们还可以借鉴国外的做法,如把挂牌公司对做市券商的隐性利益输送,转变为挂牌公司对券商做市服务的直接购买,即可以通过挂牌公司每年向做市商支付一定的费用,以要求做市券商确保一个价差的上限和一个深度的下限。在提高做市转让的收益方面,《转让细则》规定,新三板挂牌公司只能够在协议转让、做市转让和竞价转让三者中选择一种转让方式,在未来的交易实践中,还可以考虑做市转让和竞价转让相结合的混合交易制度,如为竞价转让制度设置一个指定做市商等。

参 考 文 献

- [1]陈辉、顾乃康和万小勇 2011,《股票流动性、股权分置改革与公司价值》,《管理科学》第 3 期,第 43 ~ 55 页。
- [2]陈一勤 2000,《从 NASDAQ 看中国做市商制度的建立》,《金融研究》第 2 期,第 80 ~ 84 页。
- [3]贺强、王汀汀和杜惠芬 2015,《新三板做市商制度比较研究》,《清华金融评论》第 6 期,第 1 ~ 3 页。
- [4]金永军、扬迁和刘斌 2010,《做市商制度最新的演变趋势及启示》,《证券市场导报》第 10 期,第 24 ~ 34 页。
- [5]马永波和郭牧炫 2016,《做市商制度、双边价差与市场稳定性——基于银行间债券市场做市行为的研究》,《金融研究》第 4 期,第 50 ~ 65 页。
- [6]苏冬蔚和麦元勋 2004,《流动性与资产定价: 基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究》,《经济研究》第 2 期,第 95 ~ 105 页。
- [7]王雄元、张春强和何捷 2015,《宏观经济波动性与短期融资融券风险溢价》,《金融研究》第 1 期,第 68 ~ 83 页。
- [8]杨之曙和王丽岩 2000,《NASDAQ 股票市场交易制度对我国建立二板市场的借鉴》,《金融研究》第 8 期,第 78 ~ 84 页。
- [9]Acharya, V. V. , and L. H. Pedersen. 2005. "Asset Pricing with Liquidity Risk," *Journal of Financial Economics* ,77 (2): 375 ~ 410.
- [10]Amihud, Y. ,2002. "Illiquidity and Stock Returns: Cross - Section and Time - Series Effects," *Journal of Financial Markets* ,5(1): 31 ~ 56.
- [11]Amihud, Y. , and H. Mendelson. 1986. "Asset Pricing and the Bid - Ask Spread," *Journal of Financial Economics* , 17(2): 223 ~ 249.
- [12]Amihud, Y. , H. Mendelson , and B. Lauterbach. 1997. "Market Microstructure and Securities Values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange," *Journal of Financial Economics* ,45(3): 365 ~ 390.
- [13]Anand, A. , C. Tanggaard, and D. G. Weaver. 2009. "Paying for Market Quality," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,44(6): 1427 ~ 1457.
- [14]Brennan, M. J. , and A. Subrahmanyam. 1996. "Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns," *Journal of Financial Economics* ,41(3): 441 ~ 464.
- [15]Brown, S. J. , W. N. Goetzmann, and S. A. Ross. 1995. "Survival," *The Journal of Finance* ,50(3): 853 ~ 873.
- [16]Chen, J. , H. Hong, and J. C. Stein. 2001. "Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices," *Journal of Financial Economics* ,61(3): 345 ~ 381.
- [17]Christie, W. G. , and R. D. Huang. 1994. "Market Structures and Liquidity: A Transactions Data Study of Exchange Listings," *Journal of Financial Intermediation* ,3(3): 300 ~ 326.
- [18]Demsetz, H. 1968. "The Cost of Transacting," *The Quarterly Journal of Economics* ,82(1): 33 ~ 53.
- [19]Derrien, F. , and A. Kecskés. 2013. "The Real Effects of Financial Shocks: Evidence from Exogenous Changes in Analyst Coverage," *The Journal of Finance* ,68(4): 1407 ~ 1440.
- [20]Fang, V. W. , T. H. Noe, and S. Tice. 2009. "Stock Market Liquidity and Firm Value," *Journal of Financial Economics* ,94(1): 150 ~ 169.
- [21]Garbade, K. D. , and W. L. Silber. 1979. "Structural Organization of Secondary Markets: Clearing Frequency, Dealer Activity and Liquidity Risk," *The Journal of Finance* ,34(3): 577 ~ 593.
- [22]Grossman, S. J. , and M. H. Miller. 1988. "Liquidity and Market Structure," *The Journal of Finance* ,43(3): 617 ~ 633.
- [23]Huang, R. D. , and H. R. Stoll. 1996. "Dealer Versus Auction Markets: A Paired Comparison of Execution Costs on NASDAQ and the NYSE," *Journal of Financial Economics* ,41(3): 313 ~ 357.

- [24] Lai , H. N. , 2007. “The Market Quality of Dealer Versus Hybrid Markets: The Case of Moderately Liquid Securities ,” *Journal of Business Finance & Accounting* , 34(1 – 2) : 349 ~ 373.
- [25] Lesmond , D. A. , J. P. Ogden , and C. A. Trzcinka. 1999. “A New Estimate of Transaction Costs ,” *Review of Financial Studies* , 12(5) : 1113 ~ 1141.
- [26] Menkveld , A. J. , and T. Wang 2013. “How do Designated Market Makers Create Value for Small – Caps?” *Journal of Financial Markets* , 16(3) : 571 ~ 603.
- [27] Nimalendran , M. , and G. Petrella , 2003. “Do ‘Thinly – Traded’ Stocks Benefit from Specialist Intervention?” *Journal of Banking & Finance* , 27(9) : 1823 ~ 1854.
- [28] Stoll , H. R. , 2000. “Friction ,” *The Journal of Finance* , 55(4) : 1479 ~ 1514.
- [29] Stoll , H. R. , 2003. “Market Microstructure ,” in *Handbook of the Economics of Finance* , Eds. by Constantinides , G. M. , M. Milton , and R. M. Stulz , pp. 553 ~ 604.
- [30] Venkataraman , K. , and A. C. Waisburd , 2007. “The Value of the Designated Market Maker ,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 42(3) : 735 ~ 758.

The Mechanism of Market Making in the New Third Board , Stock Liquidity , and Securities Values

CHEN Hui GU Naikang

(Department of Finance , Guangdong University of Finance; Business School , Sun Yat – sen University)

Abstract: This paper analyzes the influence of the companies’ trading mechanism in the new third board transferring from negotiating transfer to market making transfer on stock liquidity and securities values. The results show that , compared with the matched group , the stock liquidity of the treatment group that has changed their trading mechanism is higher; there is a positive average cumulative abnormal return around the event day in the treatment group , but this phenomenon does not exist in the matched group; the relationship between cumulative abnormal return and the change of stock liquidity is positive , and this result does not change after controlling the sample – selection bias; the relationship between the change of stock liquidity and the number of market makers is positive , and this result does not change after controlling the sample – selection bias. These results mean that , there are positive effects of market making on stock liquidity and firm value , and we can’t deny these effects when we observe the variation of the total turnover of the new third board. The paper also gives some policy suggestions for the new third board.

Key words: New Third Board , Market Making Transfer , Negotiating Transfer , Market Maker , Stock Liquidity , Security Value

(责任编辑: 李景农) (校对: LN)